پژوهشنامهٔ بیمه (صنعت بیمهٔ سابق)/سال‌بیست‌وششم/شمارهٔ ۳/پاییز ۱۳۹۰/شماره‌مسلسل۱۰۳/صفحات ۱۲۹ تا ۱۵۳

ارزیابی کارآمدی یک شرکت سرمایه‌گذاری بیمه‌ای با استفاده از آزمون کارایی شکل ضعیف

شهرام فتاحی[۱]
معصومه ترکمان احمدی[۲]

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۰۹/۲۲
تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۰/۰۲/۱۲

چکیده

از ابزارهایی که می‌تواند نقش عمده‌ای در رونق بورس اوراق بهادار داشته باشد، شرکت‌های سرمایه‌گذاری بیمه است که به‌علت تأمین بخش عمده‌ای از جریان‌های منابع مالی اهمیت بسیار زیادی در بازار سرمایه دارند. طبق گفته فاما بازاری کاراست که در آن اطلاعات جدیدالورود به سرعت بر روی قیمت‌ها تأثیر بگذارند. یکی از راه‌های بررسی کارایی بازار در سطح ضعیف، برقراری گام تصادفی است. در این مقاله سعی شده است کارایی شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه با استفاده از آزمون‌های نسبت واریانس لو و مکینلی، نسبت واریانس چاو و دنینگ، ریچاردسون- اسمیت، بلیر- فرنچ و کانتریراس و بوت‌استرپ کیم بررسی گردد. نتایج آزمون‌ها دلالت‌بر عدم‌کارایی این شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه به شکل ضعیف در فاصلهٔ زمانی اردیبهشت‌ماه ۱۳۷۸ تا آبان‌ماه ۱۳۸۹ داشت. بنابراین نتیجه می‌گیریم کارایی در شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه برقرار نیست.

واژگان‌کلیدی: *شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه، کارایی شکل ضعیف، فرضیهٔ گام تصادفی، آزمون نسبت واریانس*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. استادیار دانشگاه رازی (نویسنده مسئول) (Email: Sfattahi@Razi.ac.ir)
۲. کارشناس‌ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه رازی (Email: Ahmadi1364_m@Yahoo.com)

۱. مقدمه

از پیش‌شرط‌های اصلی برای قرارگرفتن در مسیر رشد، انباشت سرمایه و تخصیص بهینهٔ آن در سطح جامعه و اقتصاد است که این موضوع بدون کمک بازارهای مالی و سرمایهٔ کارا امکان‌پذیر نخواهد بود. طبق گفته فاما[1] بازاری کاراست که قیمت‌ها همه، اطلاعات در دسترس را به‌خوبی منعکس کنند. یکی از ابزارهایی که می‌تواند نقش عمده‌ای در کارایی و رونق بورس اوراق بهادار داشته باشد، شرکت‌های سرمایه‌گذاری هستند که به‌علت تأمین‌کردن بخش عمده‌ای از جریان‌های منابع مالی، اهمیت بسیار زیادی در بازار سرمایه دارند (بردبار و همکاران، ۱۳۸۶). شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌های مالی‌اند که از محل فروش سهام خود به عموم، وجوه لازم را برای سرمایه‌گذاری در انواع گوناگون اوراق بهادار تأمین می‌کنند. یکی از این شرکت‌ها، شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه است که رسالت وجودی این صنعت کاهش نااطمینانی، احساس امنیت شغلی و افزایش رفاه زندگی افراد است. باوجود نقش مهم صنعت بیمه، این صنعت در مقایسه با بورس و بانک که سه رأس مثلث خدمات مالی را در هر جامعه تشکیل می‌دهند کمتر مورد توجه واقع شده است (پیرائی و کاظمی، ۱۳۸۳). به‌عبارتی در جامعهٔ ما علاقه به نگهداری وجوه در بانک‌ها یا سرمایه‌گذاری در بورس بسیار بیشتر از خرید بیمه‌نامه‌هاست که دلیل آن را می‌توان در عدم‌آشنایی صحیح از بیمه و خدمات آن دانست. این در حالی است که صنعت بیمه به سبب جذب حق‌بیمه‌های دریافتی و سرمایه‌گذاری آنها در منابع مالی، نقش تکاملی ویژه‌ای برای بانک و بازارهای سرمایه ایفا می‌کند. همچنین ماهیت این صنعت به‌گونه‌ای است که یک وقفهٔ زمانی بین حق‌بیمهٔ دریافتی و خسارت پرداختی دارد، لذا قادر به انجام سرمایه‌گذاری از محل حق‌بیمهٔ دریافتی است. به‌گونه‌ای‌که عملکرد آن موجب افزایش و رشد سرمایه

1. Fama,1965

می‌شود. باتوجه به نقشی که شرکت‌های بیمه‌ای در سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار می‌توانند ایفا کنند، این ضرورت احساس شد که کارایی شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه به‌عنوان یکی از زیربخش‌های بازار سرمایه بررسی شود. بحث کارایی بازار عموماً در قالب فرضیه گام تصادفی[1] بررسی می‌شود. این فرضیه بیان می‌کند که تغییرات قیمت، تصادفی بوده و امکان پیش‌بینی آنها وجود ندارد. دراین‌راستا از آزمون‌های نسبت واریانس لو و مکینلی[2]، آزمون نسبت واریانس چاو و دنینگ[3]، بلیر- فرنچ و کانتریراس[4]، ریچاردسون- اسمیت[5] و بوت استرپ کیم[6]، که تاکنون مورد توجه نبوده‌اند، استفاده شد. فرضیهٔ اصلی این تحقیق بدین‌صورت است که شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه حتی در شکل ضعیف نیز کارا نیست. به‌منظور بررسی این فرضیه از فرضیهٔ فرعی که شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه از فرضیهٔ گام تصادفی پیروی نمی‌کند، استفاده می‌شود. درصورتی‌که شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه به شکل ضعیف کارا نباشد تغییرات قیمت سهام این شرکت مستقل از یکدیگر نبوده و امکان پیش‌بینی قیمت سهام شرکت مذکور در آینده بااستفاده از مجموعه اطلاعات در دسترس و کسب سودهای غیرنرمال وجود دارد.

بعد از بیان مقدمه، کلیات پژوهش در قسمت دوم بیان شده است. در قسمت سوم، نتایج تجربی آزمون‌های به‌کاررفته ارائه می‌شود و در قسمت چهارم نتیجه‌گیری بیان می‌شود.

---

1. Random Walk Hypothesis (RWH)
2. Lo & Mackinlay variance ratio test (LOMAC)
3. Chow & Denning multiple variance test (CD)
4. Belaire- Franch & Contreras Variance Ration Test
5. Richardson – Smith variance Ratio Test
6. Bootstrapping kim Variance Ratio Test

۲. کلیات تحقیق

۱-۲. شکل‌های سه‌گانهٔ کارایی اطلاعاتی بازار سرمایه

- **شکل ضعیف کارایی بازار**[1]: دراین‌حالت که ضعیف‌ترین شکل کارایی است، مجموعه اطلاعات در دسترس، قیمت‌های قبلی اوراق بهادار می‌باشند. تأثیر این قیمت‌های پیشین در قیمت‌های اوراق بهادار منعکس شده و بنابراین تأثیری در پیش‌بینی تغییرات آتی قیمت‌ها نخواهند داشت. در نتیجه در شکل ضعیف کارایی، تغییرات گذشته قیمت، رابطه‌ای با تغییرات آتی ندارند و به‌عبارتی تغییرات قیمت سهام در طول زمان مستقل از یکدیگرند.

- **شکل نیمه‌قوی بازار کارا**[2]: مجموعه اطلاعات موجود دراین‌حالت، علاوه‌بر آنکه شامل اطلاعات گذشته قیمت‌هاست شامل تمامی اطلاعات عمومی در دسترس همچون درآمد، سود تقسیمی، اعلان تجزیهٔ سهام، تغییرات حسابداری و مشکلات تأمین مالی نیز است. این شکل از کارایی که متداول‌ترین نوع کارایی بازار است، دربرگیرنده شکل ضعیف نیز خواهد بود.

- **شکل قوی بازار کارا**[3]: مجموعه اطلاعات در این شکل که قوی‌ترین شکل از کارایی بازار است، شامل تمامی اطلاعات اعم از خصوصی و عمومی است. دراین‌حالت، هیچ گروهی از شرکت‌کنندگان در بازار حتی مدیران حرفه‌ای نمی‌توانند سود غیرعادی به خاطر داشتن اطلاعات محرمانه به‌دست‌آورند. شکل قوی بازار کارا شامل شکل ضعیف و نیمه‌قوی نیز می‌شود که نشان‌دهنده بالاترین سطح کارایی بازار است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Weak Form Efficiency
2. Semi-Strong Form Efficiency
3. Strong Form Efficiency

۲-۲. سیری در نوشتارهای پیشین

در اوایل سال ۱۹۷۰ شخصی به نام فاما مفهومی را در بازارهای مالی مطرح کرد که براساس آن قیمت‌های سهام از مدلی به نام گام تصادفی تبعیت می‌کردند. این مدل که در ابتدا توسط باچلییر[1] در سال ۱۹۰۰ معرفی شده بود بیان می‌داشت که تغییرات قیمت سهام تصادفی بوده و امکان پیش‌بینی آنها وجود ندارد. با توصیف و بیان دقیق گام تصادفی توسط فاما روش‌هایی که چارتیست‌ها[2] یا نظریه‌پردازان تحلیل تکنیکی و بنیادی در زمینهٔ پیش‌بینی قیمت سهام به‌کارمی‌بردند کاملاً بدون ارزش و مذبوحانه تلقی می‌شد. مفهومی که فاما بیان کرد این بود که با برقراری فرضیهٔ گام تصادفی، بازار سهام در سطح ضعیف کارا خواهد بود. لو و مکینلی[3]، آزمون جدیدی را در زمینهٔ آزمودن گام تصادفی و در نتیجه بررسی کارایی بازار سهام در سطح ضعیف ابداع کردند که نام آن را آزمون نسبت واریانس نهادند. ریچاردسون و اسمیت[4] در سال ۱۹۹۱ یک آزمون مشترک[5] را براساس آمارهٔ والد[6] ارائه دادند. این دو محقق، ماتریس کوواریانس مشترک آماره‌های آزمون نسبت واریانس را تشکیل دادند و آمارهٔ والد را برای این فرضیهٔ مشترک که تمامی آماره‌های نسبت واریانس مساوی یک هستند، محاسبه کردند. در سال ۱۹۹۳ دو محقق از دانشگاه ویرجینیا به نام‌های چاو و دنینگ[7] با بررسی مجدد آزمون نسبت واریانس LOMAC متوجه شدند که در صورت عدم‌کنترل اندازهٔ این آزمون، احتمال وقوع خطای نوع اول یعنی رد اشتباه فرضیهٔ صفر افزایش خواهد یافت، بدین‌منظور آنها با گسترش و اصلاح آزمون نسبت

1. Bachlier
2. Chartists
3. Lo & Mackinlay,1988
4. Richardson & Smith
5. Joint Tests
6. Wald Statistics
7. Chow & Denning

واریانس LOMAC فرایندی را ایجاد کردند که امکان مقایسهٔ چندمنظورهٔ بین نسبت‌های واریانس تخمین‌زده‌شده با عدد یک را فراهم می‌آورد، این آزمون با نام آزمون نسبت واریانس چندگانه چاو و دنینگ یا به اختصار آزمون CD مشهور شد. در پژوهشی بوگوک و بروسن[1]، با استفاده از شاخص کل استانبول[2] و شاخص صنعت ترکیه در فاصله ۱۹۹۲ تا ۱۹۹۹، وجود گام تصادفی در ترکیه را از طریق آزمون نسبت واریانس بررسی کردند که نتایج این آزمون‌ها نشان‌دهنده کارایی بازار مذکور در سطح ضعیف بود. در پژوهشی، وارتینگتن و هیگس[3]، به‌منظور آزمودن برقراری گام تصادفی در ۱۶ کشور توسعه‌یافته و ۴ کشور با بازارهای سهام نوپا از آزمون نسبت واریانس چندگانه استفاده کردند. در پایان مشخص گردید که در بین کشورهای توسعه‌یافته آلمان، ایرلند، پرتغال، سوئد و انگلستان و از بین کشورهای درحال‌توسعه فقط مجارستان در سطح ضعیف کارا می‌باشند. در مقاله دیگری، هیگس و وارتینگتن، شکل ضعیف کارایی بازار سهام در آمریکای لاتین را به‌وسیلهٔ بازده‌های روزانهٔ سهام کشورهای آرژانتین، برزیل، شیلی، کلمبیا، مکزیک، پرو و ونزوئلا بررسی کردند، نتایج حاکی از عدم‌کارایی بازارها در سطح ضعیف بودند. بلیر– فرنچ و کانتریراس[4] پیشنهاد جایگزینی آزمون‌های نسبت واریانس رایج را با آزمون‌های رتبه و علامت رایت[5] با استفاده از تعریف چاو و دنینگ ارائه دادند تا بدین‌وسیله آزمون‌های چندگانه رتبه و علامت را تشکیل دهند. برنبرگ[6] گام تصادفی در بازار سهام اروپا را با استفاده از ۴ نوع مختلف شاخص MSCI آزمود. داده‌ها مربوط‌به فاصلهٔ زمانی ۱۹۶۹ تا ۲۰۰۴ و به‌صورت ماهیانه بودند. وی بعد از توضیح در مورد کارایی بازار و گام تصادفی،

1. Buguk & Brosen, 2003
2. Istanbul Stock Exchange (ISE)
3. Warthington & Higgs, 2004
4. Belaire – Franch & Contreras, 2004
5. Wright, 2000
6. Berenburg, 2005

تکنیک‌های آماری مورد استفاده به‌ویژه آزمون نسبت واریانس را به‌کاربرد و به این نتیجه رسید که آزمون نسبت واریانس نمی‌تواند کارایی را در این بازار رد کند. فتاحی[1] کارایی بازار سهام آلمان در سطح ضعیف را باتوجه به شاخص قیمت داکس[2] و قیمت روزانهٔ پنج شرکت بی‌ای‌سی‌اف، آردبلیوای، الاچ‌ای، بی‌ام‌دبلیو و تی‌یوآی[3] مورد بررسی قرار داد. بعد از انجام آزمون‌هایی از جمله آزمون نسبت واریانس مشخص شد که بازار سهام در سطح ضعیف کاراست. کیم[4] با به‌کاربردن روش بوت‌استرپ بر آزمون نسبت واریانس چاو و دنینگ متوجه شد که قدرت و خواص مطلوب این آزمون به‌ویژه در نمونه‌های کوچک‌تر افزایش خواهد یافت. این نوآوری منجر شد که آزمون بوت‌استرپ کیم به‌عنوان یکی از آزمون‌های نسبت واریانس چندگانه جدید مورد توجه محققان قرار گیرد. سویتکویچ[5] به‌منظور آزمون شکل ضعیف کارایی در بلگراد از آزمون نسبت واریانس استفاده کرد که نتایج مشخص کردند بازار مذکور کارا نیست. چارلز و دارنی[6] با استفاده از انواع آزمون‌های نسبت واریانس، کارایی بازار سهام چین را به‌وسیله دو شاخص شانگهای و شنزن در این کشور در فاصلهٔ زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۲ بررسی کردند که نتایج حاکی از عدم کارایی بازار مذکور بود.

در ایران نیز در تحقیقاتی کارایی بورس و برخی از شرکت‌های بیمه بررسی شده‌اند که در هیچ‌یک از انواع آزمون‌های نسبت واریانس استفاده نکرده‌اند. از آن جمله می‌توان به تحقیق فرید و همکاران (۱۳۸۷) اشاره داشت که در آن کارایی شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه باتوجه به آزمون‌های کولموگروف-اسمیرنوف و

1. Fattahi, 2006
2. DAX Index
3. BASF, RWE, LHA, BMW & TUI
4. Kim, 2006
5. Cvetkovic, 2007
6. Charles & Darne, 2009

آزمون گردش بررسی شده است. نتایج این پژوهش دلالت بر عدم‌کارایی شرکت مذکور داشته است.

۳-۲. روش تحقیق

در این پژوهش به‌منظور بررسی کارایی بازار در سطح ضعیف از فرضیهٔ گام تصادفی استفاده کرده‌ایم. فرضیهٔ گام تصادفی دارای سه فرم زیر است:

- **گام تصادفی نوع اول**: قوی‌ترین نوع گام تصادفی، حالتی است که در آن جملات اخلال، توزیع مستقل و یکنواخت دارند که تحت آن دنبالهٔ قیمت‌ها از معادلهٔ رگرسیونی زیر تبعیت می‌کنند:

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t \sim \text{IID}^1(0, \sigma^2)$$

در معادله بالا μ اصطلاحاً عبارت یا جملهٔ رانش نامیده می‌شود. استقلال جملات اخلال $\{\varepsilon_t\}$ دلالت براین‌دارد که گام تصادفی یک بازی منصفانه است. درحقیقت، فرضیهٔ استقلال بیان می‌کند که جملات اخلال ناهمبسته بوده و توابع غیرخطی از جملات اخلال نیز ناهمبسته می‌باشند. میانگین و واریانس شرطی قیمت‌ها به شرط مقدار اولیهٔ P به‌صورت زیر بیان می‌گردد :

$$E(P_t \mid P_0) = P_0 + \mu_t$$
$$\text{var}(P_t \mid P_0) = \sigma^2 t$$

از ۲ معادلهٔ میانگین و واریانس شرطی بالا نتیجه می‌گیریم که گام تصادفی، فرایندی ناپایاست؛ زیرا میانگین و واریانس آن توابعی خطی از زمان هستند که به‌طور پیوسته در طول زمان تغییر می‌کنند. بنابراین گام تصادفی بدین معناست که شوک‌های وارده به قیمت سهام اثر دائمی دارند یعنی قیمت‌ها به مسیر قبلی خود باز نمی‌گردند

1. Identical Independent Distribution (IID)

و نوسانات به‌وجودآمده در قیمت سهام می‌تواند در بلندمدت بدون هیچ محدودیتی افزایش داشته باشد.

– **گام تصادفی نوع دوم:** دومین شکل از گام تصادفی بیان می‌کند جملات اخلال مستقل بوده ولی فاقد توزیع یکنواخت هستند. دراین‌مورد، واریانس ناهمسانی غیرشرطی در جملات اخلال برقرار است. ازآنجاکه آزمودن استقلال بدون فرض توزیع یکنواخت دشوار است، محققان به آزمون‌های تجربی همچون قاعده فیلتر[1] یا تحلیل‌های تکنیکی متوسل می‌شوند.

– **گام تصادفی نوع سوم:** ضعیف‌ترین نوع گام تصادفی بیان می‌کند که قیمت‌ها می‌توانند وابسته باشند اما جملات اخلال ناهمبسته در تمامی تقدم‌ها و تأخرها ناهمبسته‌اند. در این شکل از گام تصادفی برای تمامی مقادیر K که مخالف صفر هستند:

$$\mathrm{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0$$

درحالتی‌که برای برخی از مقادیر: $\mathrm{cov}(\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t-k}^2) \neq 0, k \neq 0$

اگرچه آزمون مشخصی برای بررسی گام تصادفی نوع دوم وجود ندارد ولی روشی برای آزمودن گام تصادفی نوع اول و سوم ابداع گردید که به نام آزمون نسبت واریانس معروف شد.

۱-۳-۲. آزمون نسبت واریانس لو و مکینلی (LOMAC)

در سال ۱۹۸۸ روشی برای آزمودن گام تصادفی توسط لو و مکینلی معرفی گردید که با نام آزمون نسبت واریانس LOMAC معروف شد. آمارهٔ این آزمون برای مقیاس زمانی q به‌صورت معادله ۱ محاسبه می‌شود که r_t بازده سهام در دوره t است:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Filter Rule

$$VR(q)=\frac{var(r_t(q))}{q\ \mathrm{var}(r_t(1))} \quad (1)$$

لو و مکینلی از روش زیر برای تخمین واریانس استفاده کردند، آنها نسبت واریانس را به‌صورت زیر بیان کردند:

$$VR(q)=\frac{\sigma_c^2(q)}{\sigma_a^2} \quad (2)$$

$\sigma_c^2(q)$ واریانس q دوره‌ای ناریب و σ_a^2 واریانس یک دوره‌ای ناریب هستند که با استفاده از فرمول‌های زیر قابل تخمین می‌باشند (در این روابط،Pها معرف لگاریتم قیمت‌ها هستند):

$$\hat{\sigma}_a^2=\frac{1}{nq-1}\sum_{k=1}^{nq}(P_k-P_{k-1}-\hat{\mu})^2 \quad (3)$$

$$\hat{\sigma}_c^2(q)=\frac{1}{m}\sum_{k=q}^{nq}(P_k-P_{k-q}-q\hat{\mu})^2 \quad (4)$$

$$\hat{\mu}=\frac{(P_{nq}-P_0)}{nq} \quad (5)$$

$$m=q(nq-q+1)(1-\frac{q}{nq}) \quad (6)$$

همان‌گونه که تغییرپذیری بازده‌ها طی زمان تغییر می‌کند و از حالت نرمال استاندارد منحرف می‌شود، آمارهٔ آزمون نرمال استاندارد مقاوم در مقابل واریانس ناهمسانی، $z(q)$ خواهد بود که به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$z(q)=[VR(q)-1]/\sqrt{\hat{\theta}(q)} \quad (7)$$

$$\hat{\theta}(q)=\sum_{k=1}^{q-1}\left(\frac{2(q-k)}{q}\right)^2\delta(\hat{k}) \quad (8)$$

$$\delta(\hat{k})=\frac{[nq\sum_{j=k+1}^{nq}(p_j-p_{i-1}-\hat{\mu})^2(p_{j-1}-p_{j-k-1}-\hat{\mu})^2]}{[\sum_{j=1}^{nq}(p_j-p_{i-1}-\hat{\mu})^2]^2} \quad (9)$$

لو و مکینلی اظهار داشتند که اگر نسبت واریانس محاسبه‌شده برای تمامی دوره‌ها، کوچک‌تر از یک باشد، رفتار بازگشت به میانگین در سری مورد نظر مشاهده می‌شود. درحالی‌که اگر نسبت واریانس بزرگ‌تر از یک باشد رفتار روندی در سری قابل رؤیت است، در هر دو صورت کارایی بازار در سطح ضعیف رد خواهد شد.

۲-۳-۲. آزمون نسبت واریانس چندگانه چاو و دنینگ (CD)

ازآنجاکه فرضیهٔ گام تصادفی مستلزم آن است که نسبت‌های واریانس برای تمامی مقادیر qهای انتخابی برابر یک باشند، یک روش معمول برای آزمون چنین فرضیه‌ای، مقایسه چندگانه و هم‌زمان بین نسبت‌های واریانس تخمین‌زده‌شده با عدد یک برای تمامی مقیاس‌های زمانی q خواهد بود، $Mr(q) \equiv VR(q) - ۱ = ۰$ لازم به ذکر است که عدم‌توجه به ماهیت مشترک این فرضیه به استنباط‌های غلط در زمینهٔ رد یا برقراری گام تصادفی منجر خواهد شد. ازاین‌رو، برای حل این مشکل چاو و دنینگ آزمون نسبت واریانس چندگانه[1] را پیشنهاد کردند.

هستهٔ مرکزی این آزمون نسبت واریانس چندگانه برمبنای رابطهٔ زیر قرار دارد که توسط سیداک[2] در سال ۱۹۶۷ بیان شده بود (Chow & Denning, 1993).

$$\Pr[\max(|Z_۱|,...,|Z_m|) \le Z_{\alpha^*/۲}] \ge (۱-\alpha) \qquad (۱۰)$$

$$\alpha^* = ۱-(۱-\alpha)^{۱/m} \qquad (۱۱)$$

دنباله $\{Z_i\}$ها مستقل است و توزیع نرمال استاندارد دارد، این دنباله همان آماره‌های استانداردشده تحت فرض واریانس ناهمسانی است که در آزمون LOMAC محاسبه شده بود. هاچبرگ[3] با استفاده از رابطه به‌دست‌آمده توسط سیداک ثابت کرد زمانی‌که $\{Z_i\}$ها همبسته هستند، نابرابری (۱۰) به‌صورت نابرابری (۱۵) در می‌آید:

---

1. Multiple Variance Ratio (MVR)
2. Sidak,1967
3. Hochberg,1974

$$\Pr[\max(|Z_1|,...,|Z_m|) \le SMM(\alpha;m;N)] \ge (1-\alpha) \quad (۱۲)$$

$SMM(\alpha;m;N)$[1] مقداری است که دارای توزیع مدول‌های حداکثر استیودنت با m پارامتر و N (اندازه نمونه) درجه آزادی است، که دراین‌حالت α سمت راست به جای مقادیر بحرانی توزیع نرمال استاندارد مورد استفاده قرار می‌گیرد. نابرابری هاچبرگ در حالت مجانبی یعنی وقتی N به سمت بی‌نهایت می‌رود با نابرابری سیداک برابر خواهد شد، یعنی:

$$\lim_{T\to\infty} SMM(\alpha;M;\infty) = Z_{\alpha^*/2} \quad (۱۳)$$

چاو و دنینگ اندازه آزمون MVR را از طریق مقایسهٔ مقدار حداکثر قدرمطلق مقادیر z با مقدار بحرانی SMM کنترل کردند که مقادیر بحرانی SMM از رابطه (۱۳) به‌دست‌می‌آیند. این دو محقق بیان داشتند در صورت عدم‌کنترل آزمون LOMAC به شیوهٔ فوق احتمال خطای نوع اول یعنی رد اشتباه فرضیهٔ صفر افزایش خواهد یافت. در اصل آزمون چاو و دنینگ دارای طراحی محافظه‌کارانه است (یعنی، مقادیر بحرانی بزرگ‌تر هستند) و دارای قدرتی مساوی یا بیشتر از آزمون‌های ریشه واحد مرسوم در برابر فرضیهٔ مقابل AR(۱)است. علاوه‌براین، آزمون MVR در برابر بیشتر اشکال واریانس ناهمسانی و غیرنرمال‌بودن جملات خطای تصادفی، مقاوم است (Schindler, 2010).

بنابراین یک فاصله اطمینان با توجه به سطح خطای α برای مقدار بیشینه Z_1 به صورت زیر خواهد بود:

$$Z_1^*(q) \pm SMM(\alpha;m;\infty) \quad (۱۴)$$

$$Z_1^*(q) = \max|Z(q_i)| \quad (۱۵)$$

۳-۳-۲. آزمون نسبت واریانس ریچاردسون-اسمیت

ریچاردسون و اسمیت در سال ۱۹۹۱ یک آزمون مشترک را براساس آمارهٔ والد به‌شرح زیر ارائه دادند:

1. Studentized Maximum Modulus (SMM)

$$RS(q) = T(VR - 1_q)\varphi^{-1}(VR - 1_q) \qquad (16)$$

VR یک بردار ۱×q از q نمونه VR_s، 1_q یک بردار q×1 و φ ماتریس کوواریانس VR است. آمارهٔ مشترک $RS(q)$ از توزیع کای‌دو با q درجهٔ آزادی تبعیت می‌کند. ریچاردسون و اسمیت، ماتریس کوواریانس مشترک آماره‌های آزمون نسبت واریانس را تشکیل دادند و آمارهٔ والد را برای این فرضیهٔ مشترک محاسبه کردند که تمام m آماره نسبت واریانس مساوی یک هستند. درنهایت با مقایسهٔ این آماره با توزیع کای‌دو با m درجهٔ آزادی در مورد رد یا قبول فرضیهٔ صفر یعنی برقراری گام تصادفی تصمیم گرفته می‌شود. این آزمون در صورت وجود واریانس ناهمسانی عملکرد بهتری را از خود نشان می‌دهد (Fong et al, 1997).

۴-۳-۲. آزمون نسبت واریانس بلیر- فرنچ و کانتریراس

ازآنجاکه فرضیهٔ گام تصادفی مستلزم آن است که نسبت‌های واریانس در آزمون LOMAC برای تمامی مقادیر q های انتخابی برابر یک باشند، یک روش معمول برای آزمون چنین فرضیه‌ای، مقایسهٔ چندگانه و هم‌زمان بین نسبت‌های واریانس تخمین‌زده‌شده با عدد یک برای تمامی مقیاس‌های زمانی q خواهد بود. عدم‌توجه به ماهیت مشترک این فرضیه به استنباط‌های غلط در زمینهٔ رد یا برقراری گام تصادفی منجر خواهد شد. برای حل این مشکل چاو و دنینگ آزمون نسبت واریانس چندگانه را پیشنهاد کردند. هسته مرکزی این آزمون نسبت واریانس چندگانه برمبنای رابطهٔ زیر است که سیداک[1] در سال ۱۹۶۷ بیان کرده است:

$$\Pr[\max(|Z_1|,...,|Z_m|) \le Z_{\alpha^*/2}] \ge (1-\alpha) \qquad (17)$$

$$\alpha^* = 1-(1-\alpha)^{1/m} \qquad (18)$$

دنباله $\{Z_i\}$ها مستقل است و توزیع نرمال استاندارد دارند. در سال ۲۰۰۴ بلیر- فرنچ

1. Sidak,1967

و کانتریراس پیشنهاد جایگزینی آزمون‌های نسبت واریانس رایج را با آزمون‌های رتبه و علامت رایت[1] با استفاده از تعریف چاو و دنینگ ارائه دادند تا بدین‌وسیله آزمون‌های چندگانه رتبه و علامت را تشکیل دهند. دراین‌حالت آماره‌های چندگانه رتبه و علامت به‌صورت تعریف می‌شوند:

$$CD_{R_1} = \max \left| R_1(q_i) \right| \qquad 1 \le i \le m \qquad (19)$$

$$CD_{S_1} = \max \left| S_1(q_i) \right| \qquad 1 \le i \le m \qquad (20)$$

در آمارهٔ رتبه (R_1) فرض توزیع مستقل و یکنواخت است و در آمارهٔ علامت (S_1) علاوه‌بر فرض مستقل و یکنواخت‌بودن، شرط تفاضل مارتینگیل‌بودن[2] نیز برقرار است. رایت، نحوه محاسبهٔ آماره‌های R_1 و S_1 را به‌این‌صورت پیشنهاد کرد:

$$R_1(q) = \left(\frac{(Tq)^{-1} \sum_{t=q}^{T} (r_{1,t} + \ldots + r_{1,t-1})^2}{T^{-1} \sum_{t=q}^{T} r_{2,t}^2} - 1 \right) \times \varphi(q)^{-\frac{1}{2}} \qquad (21)$$

$$S_1(q) = \left(\frac{(Tk)^{-1} \sum_{t=q}^{T} (S_t + \ldots + S_{t-q+1})^2}{T^{-1} \sum_{t=q}^{T} S_t^2} - 1 \right) \times \varphi(q)^{-\frac{1}{2}} \qquad (22)$$

که $r_{1,t}$ و S_t استانداردشده به‌صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$r_{1,t} = \frac{r(xt) - T^{+\frac{1}{2}}}{\sqrt{(T-1)(T+1)/12}} \qquad (23)$$

$$St = 2u(x_t, 0) \qquad u(xt, q) = \begin{cases} 0.5 & x_t > q \\ -0.5 & o.w \end{cases} \qquad (24)$$

φ^{-1} نیز معکوس تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد زیر است:

1.Wright, 2000

۲. این مدل حالت خاصی از مدل بازی منصفانه است و در آن فرض می‌شود که اگر در یک بازار، اطلاعات به‌صورت کامل منعکس شوند، قیمت‌ها به‌گونه‌ای تعیین خواهند شد که بازدهٔ انتظاری صفر یا بزرگ‌تر از صفر خواهد بود.

$$\varphi(q) = ۲(۲q - ۱)(q - ۱)(۳qT)^{-۱} \qquad (۲۵)$$

۵-۳-۲. آزمون نسبت واریانس بوت‌استرپ کیم

برای رفع نقصان‌های احتمالی و در نتیجه افزایش توانایی آزمون‌های نسبت واریانس به‌ویژه آزمون‌های LOMAC و CD در سال‌های اخیر از آزمون‌های نسبت واریانس توانمندتری همچون آزمون کیم استفاده شده است. آزمون نسبت واریانس کیم بر پایهٔ روش بوت‌استرپ قرار دارد که با استفاده از روش نمونه‌گیری مجدد، توزیع آماره‌هایی را تقریب می‌زند که دارای فرم ناشناخته‌ای از واریانس ناهمسانی شرطی یا غیرشرطی هستند (Davidson & Flachaire, 2000). روش بوت‌استرپ براساس ایدهٔ نمونه‌گیری مجدد از داده‌ها برای تعیین مشخصات توزیع نمونه‌ای سری تحت بررسی بدون فرض معلوم‌بودن تابع توزیع است. نمونهٔ بوت‌استرپ با روش نمونه‌گیری ساده و با جایگذاری از نمونه مشاهده‌شده به‌دست‌می‌آید که برای تشکیل آمارهٔ بوت‌استرپ لازم است که به تعداد کافی از مشاهدات نمونه‌گیری به‌عمل‌آید. در آزمون کیم[1]، روش بوت‌استرپ بر آماره‌های چاو و دنینگ ($MV(X, q_i)$)، که دنبالهٔ X تفاضل مارتینگیل است، اعمال می‌شود.

آمارهٔ بوت‌استرپ برای ($MV(X, q_i)$) در سه مرحله زیر انجام می‌شود:

- نمونهٔ بوت‌استرپ از T مشاهده را به‌صورت $X_t^* = \eta_t X_t \;\; t = ۱,...T$ تشکیل می‌دهیم که η_t دنباله‌ای تصادفی از مشاهدات با میانگین صفر و واریانس ۱ است، برای انجام آزمون بوت‌استرپ شکل مشخصی از η_t باید انتخاب شود که کیم استفاده از توزیع نرمال استاندارد برای η_t را پیشنهاد کرد.
- $MV^* \equiv MV(X^*, q_i)$ را محاسبه می‌کنیم، آماره $MV(X^*, q_i)$ از نمونه بوت‌استرپ به‌دست‌می‌آید.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Kim, 2006

– مراحل (۱) و (۲) را به تعداد لازم تکرار می‌کنیم تا توزیع بوت‌استرپ برای آمارهٔ $\{MV^*(X^*,q_j;j)\}$ تشکیل شود. p-value آزمون می‌تواند از طریق بزرگ‌تربودن $\{MV^*(X^*,q_j;j)\}$ در مقایسه با ارزش نمونهٔ $MV(X,q_i)$ به‌دست‌آید.

۴-۲. داده‌ها و آماره‌های توصیفی تحقیق

داده‌های این تحقیق قیمت‌های روزانهٔ سهام شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه در بازهٔ زمانی اردیبهشت‌ماه ۱۳۷۸ تا آبان‌ماه ۱۳۸۹ هستند که شامل ۱۶۳۹ مشاهده است. داده‌های مذکور از طریق سایت اینترنتی بورس اوراق بهادار تهران[1] و با مراجعه به قسمت اطلاعات بازار و آرشیو آمار معاملات به‌دست‌آمده‌اند. دلیل درنظرگرفتن فاصلهٔ مذکور، درنظرگرفتن بیشترین بازهٔ زمانی ممکن بود، بنابراین سعی کردیم کامل‌ترین بازهٔ زمانی را در نظر بگیریم که اطلاعات مربوط‌به قیمت‌ها در سایت بورس اوراق بهادار برای این شرکت وجود داشت. لازم به ذکر است که شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه دویست و هشتاد و هفتمین شرکت در فهرست نرخ‌های بورس است که در گروه سرمایه‌گذاری‌ها و واسطه‌گری‌های مالی فعالیت می‌کند.

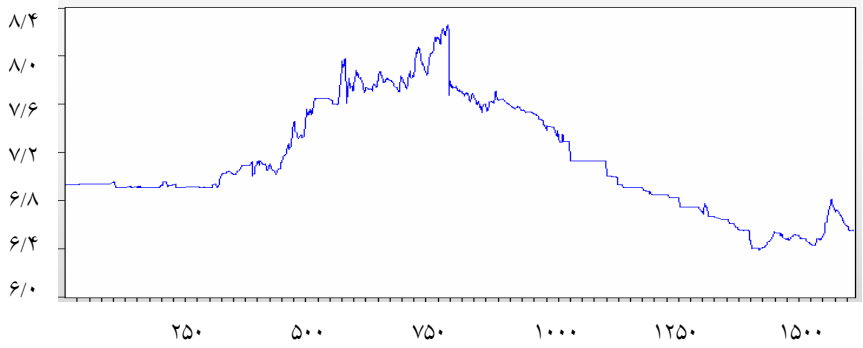
آماره‌های توصیفی و شکل کلی تغییرات لگاریتم قیمت‌ها به‌صورت سری زمانی به ترتیب در جدول ۱ و نمودار۱ ارائه شده‌اند. با پیروی‌کردن از لو و مکینلی به‌جای استفاده از قیمت‌ها به‌عنوان داده‌های اصلی تحقیق از لگاریتم قیمت‌ها استفاده می‌کنیم:

جدول۱. آماره‌های توصیفی لگاریتم قیمت سهام شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه

آماره‌های توصیفی	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی	آمارهJB	prob
مقادیر به‌دست آمده	۷,۱۳۳	۶,۹۹۵	۸,۲۶۰	۶,۳۸۸	۰/۴۵۳	۰/۳۹۴	۲,۱۳۱	۹۴,۱۲۲	۰/۰۰۰۰

1. <http//:www.irbourse.com>

نمودار۱. سری زمانی لگاریتم قیمت سهام شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه



۳. نتایج تجربی تحقیق

۳-۱. نتایج تجربی آزمون LOMAC و CD

نتایج مربوطبه آزمون LOMAC برای لگاریتم قیمت‌های شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه در جدول ۲ ارائه شده‌اند، جدول ۲ مربوطبه نسبت‌های واریانس ۲، ۴، ۶، ۸ و ۱۰ روزه است که در آن آمارهٔ نسبت واریانس و آماره‌های $Z(q)$ مربوطه را محاسبه کرده‌ایم.

جدول ۲. مقادیر محاسبه شده VR(q) و Z(q)

	q = ۲	q = ۴	q = ۶	q = ۸	q = ۱۰
VR(q)	۱,۰۹۲	۱,۱۴۶	۱,۱۴۴	۱,۱۰۸	۱,۰۹۳
Z(q)	*۲,۲۷۵	۱,۸۹۸	۱,۴۱۷	۰/۸۹۷	۰/۶۸۴

* نشان‌دهنده معنی‌دار بودن آمارهٔ موردنظر در سطح خطای ۵٪ است. سطر اول مقادیر محاسبه‌شده مربوطبه آماره‌های آزمون نسبت واریانس و سطر دوم نیز مقادیر محاسبه‌شده آماره‌های $Z(q)$ است.

فرضیه گام تصادفی در صورتی رد خواهد شد که آماره‌های آزمون محاسبه‌شده برای تمامی مقادیر q بامعنی باشند؛ یعنی مقادیر آماره‌های نرمال استانداردشده از مقدار آمارهٔ بحرانی در سطح خطای ۵ درصد، یعنی ۱/۹۶ بزرگ‌تر باشند. در مورد شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه در یکی از افق‌های زمانی درنظرگرفته‌شده یعنی افق زمانی ۲ روزه، فرضیهٔ گام تصادفی مقاوم در مقابل واریانس ناهمسانی رد می‌شود و

در سایر موارد این فرضیه برقرار است. ازآنجاکه در تمامی افق‌های زمانی فرضیه گام تصادفی برقرار نیست، نمی‌توانیم نتیجه بگیریم که کارایی در شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه برقرار است.

در آزمون نسبت واریانس چندگانه CD و به‌منظور کنترل‌کردن اندازهٔ این آزمون، به‌جای مقایسهٔ آماره‌های $Z(q)$ با مقدار بحرانی در سطح پنج درصد خطا یعنی ۱/۹۶، مقدار حداکثر قدرمطلق این آماره‌ها برای هر مجموعه از آزمون‌های نسبت واریانس را با مقدار بحرانی[۱] SMM مقایسه می‌کنیم. باتوجه به آماره‌های $Z(q)$ و درنظرگرفتن مقدار حداکثر قدرمطلق آنها یعنی ۲,۲۷۵ درمی‌یابیم که این مقدار در مقایسه با عدد ۲,۵۶۹ معنی‌دار نیست، در نتیجه گام تصادفی مقاوم در مقابل واریانس ناهمسانی براساس آزمون نسبت واریانس چندگانه CD مورد تأیید واقع می‌شود، به‌عبارت‌دیگر با استفاده از آزمون CD احتمال رد فرضیهٔ صفر کاهش یافته است، اما تنها نمی‌توان به نتیجه این آزمون اکتفا کرد و لازم است سایر آزمون‌های نسبت واریانس نیز انجام شوند.

۲-۳. نتایج آزمون نسبت واریانس ریچاردسون-اسمیت

نتایج مربوطبه آزمون ریچاردسون - اسمیت برای شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه در جدول ۳ ارائه شده است:

جدول ۳. نتایج آزمون نسبت واریانس ریچاردسون-اسمیت

RS(q)	prob
۵۷۳,۱۳۵	۰/۰۰۰

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. ازآنجاکه تعداد نسبت‌های واریانس یعنی m برابر ۵ و تعداد مشاهدات در کل دورهٔ درنظرگرفته‌شده یعنی T، ۱۶۳۹ است، مقدار بحرانی SMM دراین‌حالت تقریباً ۲,۵۶۹ خواهد بود.

با مقایسه آماره RS(q) با توزیع کای‌دو با ۵ درجه آزادی و در سطح خطای ۵ درصد مشخص می‌شود که فرضیهٔ صفر یعنی برقراری گام تصادفی در مورد شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه رد می‌شود که این موضوع به‌روشنی از مقدار p-value داده‌شده در جدول ۲ یعنی ۰/۰۰۰ مشخص می‌گردد.

۳-۳. نتایج تجربی آزمون نسبت واریانس بلیر- فرنچ و کانتریراس

نتایج مربوطبه آزمون نسبت واریانس بلیر- فرنچ و کانتریراس برای قیمت سهام شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه در جدول ۴ ارائه شده است:

جدول ۴. نتایج آزمون نسبت واریانس بلیر-فرنچ و کانتریراس

آماره	مقدار محاسبه شده	p-value
CD_{R_1}	۲۲,۹۶۰	۰/۰۰۰۰
CD_{S_1}	۵۲,۰۰۷	۰/۰۰۰۰

که مقادیر محاسباتی R_1 و S_1 در آزمون رایت به‌این‌صورت است:

جدول ۵. نتایج آزمون نسبت واریانس رایت

آماره	q=۲	q=۴	q=۶	q=۸	q=۱۰
R_1	۱۶,۴۳۱	۲۱,۳۶۴	۲۲,۵۱۲	۲۲,۷۰۶	۲۲,۹۶۰
S_1	۲۴,۳۱۲	۳۶,۵۳۰	۴۳,۲۹	۴۸,۰۳۳	۵۲,۰۰۷

باتوجه به مقادیر آماره‌های محاسبه‌شدهٔ آزمون بلیر- فرنچ و کانتریراس (که مقادیر حداکثر آماره‌های رتبه و علامت در آزمون رایت با درنظرگرفتن ۵ افق زمانی هستند) و ارزش‌های احتمالی متناظر آنها متوجه می‌شویم که در مورد شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر برقراری گام تصادفی رد خواهد شد و در نتیجه کارایی بازار در سطح ضعیف برقرار نخواهد بود.

پرتال جامع علوم انسانی

۴-۳. نتایج تجربی آزمون نسبت واریانس بوت‌استرپ کیم

در مورد آزمون بوت‌استرپ کیم نیز با ۱۰۰۰ تکرار بوت‌استرپ برای وقفه‌های ۲، ۴، ۶، ۸ و ۱۰ مقدار آماره بوت‌استرپ مقاوم در مقابل واریانس ناهمسانی یعنیMV مقداری برابر با ۲,۲۷۵ به‌دست‌آمد. باتوجه به مقدار ارزش احتمالی این آماره یعنی ۰/۰۳۷ متوجه می‌شویم که در مورد این شرکت فرضیهٔ صفر در آزمون بوت‌استرپ کیم یعنی تفاضل مارتینگیل‌بودن داده‌ها و برقراری گام تصادفی در سطح ۵ درصد خطا رد می‌شود.

جدول ۶. نتایج آزمون نسبت واریانس بوت‌استرپ کیم

MV(z(q))	prob
۲,۲۷۵	۰/۰۳۷

بنابراین نتایج آزمون‌های فوق که برای بررسی برقراربودن فرضیهٔ گام تصادفی استفاده شده‌اند حاکی از رد کارایی در شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه است؛ بنابراین فرضیه تحقیق در این مرحله به تأیید می‌رسد. لازم به ذکر است دلیل استفاده از ۳ آزمون نسبت واریانس، بالابردن ضریب اطمینان در تفسیر نتایج به‌دست‌آمده است.

۴. نتیجه‌گیری

امروزه، بازار سرمایه در کشورهای درحال‌توسعه به‌عنوان ابزاری جهت افزایش میزان سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی درنظرگرفته‌شده‌است و ازآنجایی‌که کارایی، اصلی‌ترین و مهم‌ترین ویژگی بازار سرمایه در هر کشوری است، این موضوع به یکی از بحث برانگیزترین حوزه‌های تحقیقات مالی و اقتصادی تبدیل شده است. مفهوم کارایی بازار بسیار ساده است و چیزی جز انعکاس سریع اطلاعات بر قیمت‌های اوراق بهادار نیست.

صنعت بیمه در سطح دنیا یکی از صنایع گسترده، پیچیده و حیاتی است. به‌طوری که در قرن حاضر فعالیت‌های اقتصادی به‌نحوی شکل گرفته‌اند که تداوم آنها بدون

پشتوانهٔ بیمه‌ای به‌سختی امکان‌پذیر است (بردبار و همکاران، ۱۳۸۶). از سویی توسعهٔ بیمه به‌عنوان یک مؤسسهٔ مالی غیربانکی در رشد اقتصادی بسیار مؤثر است؛ زیرا عملکرد بیمه‌گران از دو کانال انباشت سرمایه و نوآوری فنی می‌تواند به‌رشد اقتصادی کمک کند (جعفری صمیمی و کاردگر، ۱۳۸۳). اما در ایران این صنعت هنوز به‌صورت مناسب جای خود را باز نکرده است زیرا عمدتاً تمایل کمی به خرید بیمه‌نامه‌ها وجود دارد. نسبت حق‌بیمه کل به تولید ناخالص داخلی کشور در حدود ۸ درصد است، درحالی‌که این نسبت در کشورهای توسعه‌یافته به‌حدود ۱۰درصد می‌رسد (منطقی و کلانتر، ۱۳۸۱). همچنین ماهیت این صنعت به‌گونه‌ای است که یک وقفهٔ زمانی بین حق‌بیمهٔ دریافتی و خسارت پرداختی دارد، لذا قادر به انجام سرمایه‌گذاری از محل حق‌بیمهٔ دریافتی است. به‌گونه‌ای که عملکرد آن موجب افزایش و رشد سرمایه می‌شود. باتوجه به نقشی که شرکت‌های بیمه‌ای می‌توانند در سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار ایفا کنند، این ضرورت احساس شد که برای ایجاد ارتباط بین بخش تئوریک و کاربردی مقولهٔ مهم کارایی، کارایی شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه مورد بررسی قرار گیرد. دراین‌راستا از آزمون‌های توانمند نسبت واریانس لو و مکینلی، آزمون نسبت واریانس چاو و دنینگ، بلیر- فرنچ و کانتریراس، ریچاردسون- اسمیت و بوت‌استرپ کیم بهره گرفته شد که مباحث تئوریک آن به‌صورت کامل در متن ارائه شده است، لازم به ذکر است که نتایج این پنج آزمون نشان از عدم‌کارایی شرکت مذکور به شکل ضعیف داشتند. بنابراین تغییرات قیمت‌های سهام شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه در بازهٔ زمانی اردیبهشت‌ماه ۱۳۷۸ تا آبان‌ماه ۱۳۸۹ مستقل از یکدیگر نبوده و امکان پیش‌بینی قیمت سهام این شرکت در آینده بااستفاده از مجموعهٔ اطلاعات در دسترس (قیمت سهام شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه در دوره‌های گذشته) و کسب سودهای غیرنرمال وجود دارد. این نتیجه در راستای پژوهش‌های قبلی انجام‌گرفته در زمینهٔ بررسی کارایی این شرکت همچون پژوهش فرید و همکاران (۱۳۸۷) است. دلایل عدم‌کارایی، در وجود شایعات و اخبار

غلط در بازار، عدم‌وجود شفافیت اطلاعاتی، استفاده از اطلاعات محرمانه توسط دست‌اندرکاران شرکت، عملکرد نادرست مدیران، عدم‌وجود برنامه‌ریزی‌های اقتصادی از سوی مسئولین امر جهت افزایش ارتقا و کارایی ریشه‌یابی می‌شود.

پیوست: قسمتی از داده‌های خام تحقیق در بازهٔ زمانی اردیبهشت‌ماه ۱۳۷۸ تا آبان‌ماه ۱۳۸۹

تاریخ	قیمت(ریال)	تاریخ	قیمت(ریال)	تاریخ	قیمت(ریال)	تاریخ	قیمت(ریال)
۱۳۷۸/۲/۲۵	۱۰۲۵	۱۳۷۹/۱۲/۲۸	۱۰۱۰	۱۳۸۱/۳/۸	۱۰۰۶	۱۳۸۱/۹/۲	۱۲۰۲
۱۳۷۸/۲/۲۶	۱۰۲۵	۱۳۸۰/۱/۲۸	۱۰۰۰	۱۳۸۱/۳/۲۸	۱۰۰۵	۱۳۸۱/۹/۱۲	۱۲۰۰
۱۳۷۸/۲/۲۷	۱۰۲۵	۱۳۸۰/۲/۱۱	۱۰۰۰	۱۳۸۱/۴/۱۲	۱۰۰۰	۱۳۸۱/۹/۱۹	۱۲۴۱
۱۳۷۸/۲/۲۸	۱۰۲۶	۱۳۸۰/۳/۶	۱۰۰۰	۱۳۸۱/۴/۱۷	۱۰۰۳	۱۳۸۱/۱۰/۱۱	۱۱۲۲
۱۳۷۸/۲/۲۹	۱۰۲۶	۱۳۸۰/۶/۱۰	۱۰۰۵	۱۳۸۱/۴/۲۳	۱۰۰۱	۱۳۸۱/۱۱/۱	۱۲۳۹
۱۳۷۸/۳/۱	۱۰۲۶	۱۳۸۰/۷/۱۷	۱۰۲۰	۱۳۸۱/۵/۱۳	۱۰۲۰	۱۳۸۱/۱۱/۱۳	۱۲۰۹
۱۳۷۸/۴/۱	۱۰۲۶	۱۳۸۰/۸/۳۰	۱۰۵۰	۱۳۸۱/۵/۲۲	۱۰۲۷	۱۳۸۱/۱۲/۴	۱۱۹۷
۱۳۷۸/۴/۲	۱۰۲۶	۱۳۸۰/۹/۱۴	۱۰۰۷	۱۳۸۱/۶/۳	۱۰۳۸	۱۳۸۱/۱۲/۲۷	۱۱۴۹
۱۳۷۸/۵/۱۳	۱۰۲۸	۱۳۸۰/۹/۱۷	۱۰۰۷	۱۳۸۱/۶/۶	۱۱۰۰	۱۳۸۲/۱/۱۹	۱۲۳۵
۱۳۷۸/۷/۱۸	۱۰۲۹	۱۳۸۰/۹/۲۴	۱۰۲۰	۱۳۸۱/۶/۱۷	۱۱۲۵	۱۳۸۲/۱/۲۶	۱۳۰۳
۱۳۷۸/۱۰/۱۹	۱۰۴۵	۱۳۸۰/۱۰/۵	۱۰۲۱	۱۳۸۱/۶/۳۱	۱۱۴۰	۱۳۸۲/۲/۷	۱۴۰۰
۱۳۷۹/۲/۲۵	۱۰۰۰	۱۳۸۰/۱۰/۱۲	۱۰۳۰	۱۳۸۱/۷/۲۳	۱۱۱۴	۱۳۸۲/۲/۳۰	۱۴۰۳
۱۳۷۹/۴/۲۰	۱۰۰۰	۱۳۸۰/۱۱/۱۳	۱۰۰۰	۱۳۸۱/۸/۸	۱۱۴۵	۱۳۸۲/۳/۱۳	۱۵۸۸
۱۳۷۹/۶/۱۳	۱۰۰۸	۱۳۸۱/۲/۸	۱۰۰۰	۱۳۸۱/۸/۱۱	۱۱۵۰	۱۳۸۲/۳/۲۷	۱۵۲۲
۱۳۷۹/۸/۲۴	۱۰۰۲	۱۳۸۱/۲/۱۷	۱۰۰۵	۱۳۸۱/۸/۲۰	۱۲۰۱	۱۳۸۲/۴/۲	۱۵۴۵

تاریخ	قیمت(ریال)	تاریخ	قیمت(ریال)	تاریخ	قیمت(ریال)	تاریخ	قیمت(ریال)
۱۳۸۲/۴/۹	۱۵۲۲	۱۳۸۲/۱۲/۲	۲۲۶۱	۱۳۸۳/۱۱/۵	۲۱۸۵	۱۳۸۴/۱۱/۱۷	۱۲۵۰
۱۳۸۲/۴/۱۴	۱۵۸۰	۱۳۸۲/۱۲/۱۹	۲۳۵۷	۱۳۸۳/۱۱/۲۷	۱۹۴۵	۱۳۸۵/۱/۶	۱۲۵۰
۱۳۸۲/۴/۲۱	۱۸۲۸	۱۳۸۳/۱/۱۱	۲۵۸۷	۱۳۸۳/۱۲/۹	۱۹۶۴	۱۳۸۵/۳/۶	۱۲۵۰
۱۳۸۲/۴/۲۸	۱۸۸۰	۱۳۸۳/۲/۱۲	۲۴۶۰	۱۳۸۴/۱/۱۰	۲۰۵۰	۱۳۸۵/۶/۴	۱۰۹۶
۱۳۸۲/۵/۶	۱۸۵۰	۱۳۸۳/۲/۲۱	۲۴۳۲	۱۳۸۴/۱/۲۴	۲۲۰۹	۱۳۸۵/۶/۲۷	۱۰۸۹
۱۳۸۲/۵/۱۵	۲۱۰۰	۱۳۸۳/۳/۱۶	۲۳۴۴	۱۳۸۴/۲/۲۴	۲۰۴۳	۱۳۸۵/۱۰/۳	۱۰۲۵
۱۳۸۲/۵/۲۸	۲۰۹۷	۱۳۸۳/۴/۱۵	۲۵۱۴	۱۳۸۴/۳/۸	۱۹۸۰	۱۳۸۵/۱۲/۸	۱۰۰۰
۱۳۸۲/۶/۲۶	۲۰۹۵	۱۳۸۳/۵/۴	۳۱۴۹	۱۳۸۴/۴/۸	۱۹۳۵	۱۳۸۶/۲/۱۱	۹۶۹
۱۳۸۲/۷/۹	۲۰۶۸	۱۳۸۳/۶/۱۸	۳۰۷۲	۱۳۸۴/۴/۲۱	۱۸۹۷	۱۳۸۶/۵/۱۷	۹۴۰
۱۳۸۲/۷/۱۶	۲۰۰۵	۱۳۸۳/۷/۱۸	۳۶۵۲	۱۳۸۴/۵/۱۰	۱۸۶۹	۱۳۸۶/۹/۱۸	۹۲۰
۱۳۸۲/۷/۲۶	۱۹۹۵	۱۳۸۳/۸/۵	۳۷۷۹	۱۳۸۴/۵/۲۹	۱۸۱۶	۱۳۸۶/۱۰/۳۰	۸۵۰
۱۳۸۲/۸/۲۴	۲۸۹۱	۱۳۸۳/۹/۴	۲۲۷۹	۱۳۸۴/۶/۹	۱۷۵۵	۱۳۸۷/۲/۲۳	۸۳۱
۱۳۸۲/۹/۲۵	۲۳۸۱	۱۳۸۳/۹/۱۰	۲۲۹۸	۱۳۸۴/۶/۲۸	۱۶۶۳	۱۳۸۷/۵/۱۹	۸۷۶

۱۳۸۲/۱۰/۱۴	۲۴۴۶	۱۳۸۳/۱۰/۱	۲۲۱۶	۱۳۸۴/۷/۲۷	۱۵۴۰	۱۳۸۷/۸/۱۸	۷۷۷
۱۳۸۲/۱۱/۶	۲۳۸۸	۱۳۸۳/۱۰/۹	۲۱۷۰	۱۳۸۴/۹/۱۹	۱۴۶۶	۱۳۸۷/۹/۵	۷۶۷

تاریخ	قیمت(ریال)	تاریخ	قیمت(ریال)
۱۳۸۷/۱۰/۱۶	۷۴۰	۱۳۸۹/۳/۳۱	۶۳۳
۲۴/۱۳۸۷/۱۲	۷۱۸	۱۳۸۹/۴/۸	۶۲۶
۱۳۸۸/۴/۸	۶۹۸	۱۳۸۹/۴/۲۲	۶۱۹
۱۳۸۸/۶/۲۲	۶۰۴	۱۳۸۹/۵/۶	۶۵۲
۱۳۸۸/۷/۱۹	۶۰۳	۱۳۸۹/۵/۲۴	۷۱۸
۱۳۸۸/۸/۳	۶۱۴	۱۳۸۹/۶/۶	۷۸۵
۱۳۸۸/۸/۱۲	۶۳۹	۱۳۸۹/۶/۲۳	۸۵۷
۱۳۸۸/۸/۲۷	۶۹۱	۱۳۸۹/۷/۷	۸۲۳
۱۳۸۸/۹/۹	۶۸۷	۱۳۸۹/۷/۲۶	۷۵۹
۱۳۸۸/۱۲/۱۶	۶۶۸	۱۳۸۹/۸/۵	۷۲۹
۱۳۸۸/۱۲/۱۹	۶۶۴	۱۳۸۹/۸/۲۵	۶۹۸
۱۳۸۹/۱/۲۵	۶۶۳		
۱۳۸۹/۲/۶	۶۷۵		
۱۳۸۹/۲/۲۶	۶۵۴		
۱۳۸۹/۳/۲	۶۵۳		

تذکر:

لازم به‌ذکر است در قسمت پیوست، تعدادی از داده‌ها به‌صورت تصادفی انتخاب شدند و در جدول‌های فوق ارائه گردیدند. برای به‌دست‌آوردن تعداد کل داده‌های قیمت روزانهٔ شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه می‌توان به سایت بورس اوراق بهادار تهران مراجعه و داده‌ها را به‌صورت کامل از آنجا استخراج کرد. همانطور که در متن مقاله نیز گفته شد با پیروی‌کردن از لو و مکینلی که بنیان‌گذاران آزمون نسبت واریانس محسوب می‌شوند به‌جای استفاده از داده‌های خام قیمت از لگاریتم قیمت‌ها استفاده کرده‌ایم.

منابع

۱. بردبار، غلامرضا، منصوری، حسین و جمالی، رضا ۱۳۸۶، 'بررسی رابطهٔ فرهنگ سازمانی و بهره‌وری نیروی انسانی'، *فصلنامه صنعت بیمه*، سال بیست‌ودوم، ش ۸۸، صص ۲۰۷-۱۷۹.

۲. پیرائی، خسرو و کاظمی، حسین۱۳۸۳، 'اندازه‌گیری کارایی فنی شرکت‌های بیمه در ایران براساس برآورد تابع مرزی تصادفی'، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ش ۱۸، صص ۷۸-۱۵۷.
۳. جعفری صمیمی، احمد و کاردگر، ابراهیم ۱۳۸۳، 'آیا توسعهٔ بیمه رشد اقتصادی را حمایت می‌کند؟ (تجزیه‌وتحلیل اقتصاد ایران۱۳۸۲-۱۳۳۸)'، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ش۲.
۴. فرید، داریوش، بردبار، غلامرضا و منصوری، حسین ۱۳۸۷، 'سنجش کارایی شکل ضعیف بورس اوراق بهادار تهران در تعیین قیمت سهام (مطالعه موردی شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه)'، *فصلنامه صنعت بیمه*، ش ۳و۴، صص ۷۵-۳۷.
۵. منطقی، خسرو و کلانتر، عباس ۱۳۸۱، 'اندازه‌گیری تأثیر عوامل مؤثر بر حق‌بیمهٔ کل و تعیین ظرفیت بالقوه بیمه‌ای کشور'، *پژوهشنامه اقتصادی*، ش ۲.

6. Belaire-Franch, J & Contreras, D 2004, *Ranks and signs-based multiple variance ratio tests*, Working Paper, Department of Economic Analysis, University of Valencia.
7.Berenburg, M 2005, *Are European equity style indices mean reverting? testing the validity of the weak form efficiency market hypothesis*, Halle Institute for Economic Research,pp.1-28.
8. Buguk, C & Brosen, BW 2003, *Testing weak-form market efficiency: evidence from the istanbul stock exchange*, International Review of Financial Analysis,pp,579-90.
9. Chang, HY 2006, *Testing weak-form efficiency of the Chinese stock market*, MA Dissertation, University of Technology.
10. Charles, A & Darne, O 2009, 'The random walk hypothesis for Chinese stock markets: evidence from variance ratio tests', *Economic Systems*, vol. 33, pp, 117-26.
11.Chow, KV & Denning, KC 1993, '*A simple multiple variance ratio test*', *Journal of Econometrics*, vol. 58,pp.385-401.
12. CVETkovic,T 2007, *The market efficiency of the stock market in Serbia*, University of Serbia, MA Dissertation.
13. Davidson, R & Flachaire, E 2000, 'The wild bootsrap, tamed at last', *Journal of Econometrics*, vol. 146, pp.162-9.
14. Fama, EF 1965, 'The behavior of stock market price', *The Journal of Business*, pp, 34-105.
15. Fama, EF 1970, 'Efficient capital market: a review of theory and empirical work', *The Journal of Finance*, no.2, pp,383-417.

16.Fattahi, SH 2006, *Weak-form efficiency in the German stock market*, 5th Annual International Conference, 'FindEcon'.
17.Fong, WM, koh, SK & Ouliaris, S 1997, 'Joint variance ratio tests of the martingale hypothesis for exchange ratio tests', *Jornal of Business and Economic Statistics*, vol. 15, pp.51-9.
18. Kim, JH 2006, 'Wild bootstrapping variance ratio tests', *Economics Letter,* vol. 92, pp.38-43.
19. Lo,AW & Mackinlay, AC 1988, 'Stock market prices do not follow random walk: evidence from a simple specification test', *Review of Financial Studies*, vo1. 1, pp.41-66.
20. Potrrba, JM & Summer, LH 1988, 'Mean reversion in stock prices: evidence and implications', *Journal of Finance Economics*,vo1.22, pp.1-36.
21. Rayes, MG 1999, 'Random walk tests for Latin American Equity indexes and individual firms', *Journal of Financial Research*, vol.22.
22. Richardson, M & Smith, T 1991, 'Tests of financial models in the presence of overlapping observations', *Review of Financial Studies*, vol. 4, pp.227-54.
23. Schindler, F 2010, *Market Efficiency in the emerging securitized real estate markets*, Center for European Economic Research, pp. 1-32.
24. Warthington, AC & Higgs, H 2004a, 'Tests of random walks and market efficiency in Latin American stock Markets: an empirical note', *Global Journal of Finance*, no. 157.
25. Whang YJ & Kim, J 2003, 'A multiple variance ratio test using sub sampling', *Economic Letters*, no. 79, pp.225-30.
26. Wright, JH 2000, 'Alternative variance ratio tests using rank and signs', *Journal of Business and Economic Statistic*, vol. 18, pp.1-9.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی